

## Sosyal Koruma Harcamalarının Gelir Eşitsizliği Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği<sup>1</sup>

**Tarik Zeki YILMAZ** (<https://orcid.org/0000-0003-0620-1308>), Trabzon University, Türkiye;  
[tz.yilmaz@trabzon.edu.tr](mailto:tz.yilmaz@trabzon.edu.tr)

**Cemil RAKICI** (<https://orcid.org/0000-0003-1053-0411>), Karadeniz Technical University, Türkiye;  
[cemil.rakici@ktu.edu.tr](mailto:cemil.rakici@ktu.edu.tr)

### The Effect of Social Protection Expenditures on Income Inequality: The Case of Türkiye<sup>2</sup>

#### Abstract

Income inequality causes negativities in many areas, especially in the economy. Governments intervene in income distribution with the policies they implement. The effect of public social protection expenditures on income inequality is the subject of the study. Measuring the long-term impact of social protection expenditures on income inequality, together with its sub-components, constitutes the unique value of the study. The effect of social protection expenditures on income inequality with its sub-components in the 1987-2018 period in Türkiye was analysed using the ARDL model. The findings reveal that social protection expenditures, except for health expenditures, reduce income inequality in Türkiye.

**Keywords** : Income Inequality, Social Protection Expenditures, Türkiye, ARDL Model.

**JEL Classification Codes** : C22, E62, O24.

#### Öz

Gelir dağılımı, başta ekonomi olmak üzere birçok alanda olumsuzluklara neden olmaktadır. Gelir dağılımının piyasa güçlerine bırakıldığında kendi başına giderilememesi nedeniyle hükümetler, uyguladıkları politikalarla gelir dağılımına müdahale etmektedirler. Bu bağlamda, hükümetlerin yaptıkları sosyal koruma harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisi çalışmanın konusunu oluşturmaktadır. Türkiye’de sosyal koruma harcamalarının alt bileşenleri ile birlikte gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki uzun dönemli etkisinin ölçülmesi, çalışmanın özgün değerini oluşturmaktadır. Bu noktadan hareketle, Türkiye’de 1987-2018 döneminde yapılan sosyal koruma harcamalarının alt bileşenleriyle birlikte gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi ARDL modeli yardımıyla analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular, Türkiye’de sağlık harcamaları haricinde sosyal koruma harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığını ortaya koymaktadır.

**Anahtar Sözcükler** : Gelir Eşitsizliği, Sosyal Koruma Harcamaları, Türkiye, ARDL Modeli.

<sup>1</sup> Bu makale, Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Maliye Anabilim Dalında, Prof.Dr. Cemil Rakıcı danışmanlığında Tarık Zeki Yılmaz tarafından yazılan “Sosyal Koruma Harcamalarının Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisinin Türkiye Açısından Değerlendirilmesi” isimli doktora tezinden üretilmiştir.

<sup>2</sup> This article is produced from Tarık Zeki Yılmaz’s PhD dissertation entitled “Assessment of The Effect of Social Protection Expenditures on Income Distribution for Türkiye”, prepared at Karadeniz Technical University, Institute of Social Sciences, Department of Public Finance under the supervision of Prof.Dr. Cemil Rakıcı.

## 1. Giriş

Gelir dağılımı olarak adlandırılan ve milli gelirin toplumu oluşturan bireyler arasındaki bölüşümünü ifade eden kavram başta ekonomik olmak üzere birçok alanda olumsuz sonuçlara neden olmaktadır. Gelirin eşit olmayan bir şekilde dağılımının başta yoksulluk ve refah olmak üzere suç oranlarındaki artıştan bireylerin mutluluğuna kadar birçok alanda olumsuz anlamda etki gösterdiğini söylemek mümkündür. Bu nedenle hükümetler uyguladıkları politikalarla gelir dağılımındaki eşitsizliği gidermeyi amaçlamışlardır. Bu yönüyle gelir dağılımı sorunu geçmişten günümüze iktisat literatüründe birçok araştırmanın konusu olmuştur.

Ekonomik literatürde gelir dağılımındaki eşitsizliğin çözülemez bir sorun olmadığı yönündeki görüş genel kabul görmektedir. Buna göre, kaynakların yoksul kesime doğru; vergiler, sosyal transferler ve kamu hizmeti sunumuyla yeniden dağıtılmasında hükümet müdahalelerin yetersiz veya verimsiz oluşu, çoğu OECD ülkesinde gelir eşitsizliğindeki artışın temel nedenini oluşturmaktadır. Bu konuda yapılan çalışmalar neticesinde, özellikle nakdî transferlerin toplumda nispeten zayıf gruplar arasında gelir yeterliliğini sağlamada kilit rol oynadığı sonucuna varılmıştır (d'Agostino et al., 2018: 2).

Bir müdahale olmaksızın gelir dağılımında eşitsizliğin kendiliğinden gerçekleşmesi mümkün görülmemekte ve devlet, "sosyal devlet" anlayışı doğrultusunda gelir dağılımına müdahale etmektedir. Bu nedenle, kamu otoritesi; doğrudan gelir transferleri, vergi indirimleri ve tarımsal ihracatı desteklemek gibi politikalar uygulayarak gelir dağılımına müdahale etmektedir. Devlet ayrıca, sosyal hizmet harcamaları ve bu harcamaların finansmanı için toplanan kamu gelirleri yoluyla da gelir dağılımını etkilemektedir. Başta, gelir dağılımının bozuk olduğu gelişmekte olan ülkeler olmak üzere, gelir dağılımını iyileştirmeye yönelik uygulamaların maliye politikası amaçları içerisinde oldukça önemli bir yere sahip olduğu söylenebilir (Erçakar & Güvenoğlu, 2018: 46).

Hükümetler, vergi ve transfer sistemleri yoluyla özel sektör gelirlerindeki yüksek eşitsizliği ortadan kaldırmakta ve bu sayede daha eşit bir gelir dağılımını amaçlamaktadırlar. Bu doğrultuda kullanılan sosyal güvenlik sistemlerinin yeniden dağıtım üzerindeki etkisi; işsizlik ödeneği, çocuk ve aile yardımı ve sosyal emeklilik ödeneği gibi transfer ödemeleri yoluyla yeniden dağıtım öncesi en düşük gelire sahip olanlara fayda sağlamak olurken, ikinci mekanizma olan vergilerde ise, çoğu zaman vergi sisteminde, yüksek gelire sahip olanlar, düşük gelirli olanlara oranla daha yüksek gelir vergileri öderler. Artan oranlı vergilendirme ile zengin ve yoksul haneler arasındaki açık daraltmakta ve gelir eşitsizliği azalmaktadır. Kısacası, gelirin yeniden dağıtımında hükümetler tarafından kullanılan araçlardan sosyal transferler, yoksul kesime fayda sağlayarak gelirlerini artırırken, vergiler ise, zengin kesimin servetini azaltarak gelir dağılımındaki eşitsizliği gidermeye yardımcı olur (Luebker, 2011: 1).

Gelir eşitsizliğini azaltma amacı doğrultusunda gerçekleştirilen sosyal koruma harcamaları, topluma, bireylere ve hane halklarına riskleri yönetme ve yaşamın her alanında

aktif olarak yer almaları konularında yardım eden, tüm vatandaşlara destek sağlayan ve devlet tarafından finanse edilen bir dizi kamu tedbirlerini ifade eder (Holmes & Lwanga-Ntale, 2012: 4). Hedeflerine ve kapsadıkları risklere bağlı olarak farklı sosyal koruma programları söz konusudur. Gelişen dünya için kabul edilen sosyal koruma uygulamaları; sosyal sigortaları (katkı esasına dayalı), işgücü piyasaları programlarını (örneğin iş eğitimi) ve sosyal yardımları (herhangi bir katkıya dayalı olmayan) kapsamaktadır (Ait Mansour, 2016: 10). Sosyal koruma harcamaları, OECD'nin yapmış olduğu sınıflandırmaya göre; yaşlılık, dul ve yetim, malullük, sağlık, aile, işsizlik ve konut yardımlarının yanı sıra aktif işgücü piyasası programları ile kategorize edilmemiş diğer yardımlar olmak üzere 9 alt bileşenden oluşmaktadır (Sinram, 2019: 35).

Sosyal koruma programlarının bölgesel ve makro düzeyde eşitsizlik üzerinde büyük etkileri olduğunu söylemek mümkündür. Sosyal koruma politikaları, eşitsizlikleri azaltarak bireylerin fırsatlara eşit şekilde erişmesine katkıda bulunabilir. Bu sayede sosyal koruma programlarının gelir eşitsizliğinin azalmasına katkıda bulunduğunu söylemek mümkündür. Ayrıca, sosyal koruma programlarının eşitsizlikleri azaltarak sosyal uyumu teşvik ettiği ve ekonomik büyüme üzerinde önemli bir dolaylı pozitif etkiye sahip olduğu söylenebilir (OECD, 2019: 29).

Sosyal koruma programlarının, servetin yeniden dağıtımını sağlayarak ekonomik eşitsizliğin azalmasını sağladığı söylenebilir. Sosyal koruma programları yoluyla etkin bir yeniden dağıtım, ailelerin besleyici gıda, sağlık hizmetleri ve eğitim gibi olanaklara erişmesine yardımcı olarak ve yoksulluk tuzaklarından kaçınmak için gerekli insan sermayesini inşa ederek eşitsizliğin ve devamında da yoksulluğun nesiller arası aktarımını engelleyebilir. Gelişmiş ülkelerde sosyal korumanın gelir eşitsizliği üzerindeki etkisine ilişkin olumlu sonuçlar, gelişmekte olan ülkelere göre daha kolay elde edilebilir. Bunun nedenleri, gelişmekte olan ülkelere; transferlerin boyutunun sınırlı olması, yetersiz kapsam ve vergi sisteminin azalan oranlı etkisi olarak görülmektedir (Mahmud & Sharpe, 2021: 10).

Sosyal koruma, muhtaç durumdaki bireylere fayda sağlamanın yanı sıra toplumların refahını da artırır. Ekonomik krizler sırasında, özel harcamalar kısıldığında, sosyal koruma uygulamaları aracılığı ile artan kamu harcamaları, ekonomileri ve istihdamı canlandırmada hayati önem taşımaktadır. Sosyal koruma programlarının etkisi; onun nasıl dizayn edildiğine, uygulama düzeyine ve transferlerin yeterliliğine göre değişmekle birlikte, uygun şekilde tasarlanıp ve uygulanması halinde, sosyal korumanın sadece yoksulluğu önlemek için değil, eşitsizliği azaltma ve ekonomik büyümeyi teşvik etme potansiyeline sahip olduğunu göstermektedir (United Nations, 2018: 10).

Diğer taraftan, yardımların finansman yöntemlerinin makroekonomik göstergeler üzerinde etkisi olduğunu söylemek mümkündür. Şöyle ki, sosyal güvenlik sistemlerindeki aktüeryal dengenin bozulması sonucu oluşacak açığın borçlanma emisyon ya da kamu bütçesinden transferler gibi yollarla kapatılması makroekonomik göstergeleri olumsuz etkilemektedir. Finansman açığının emisyon veya bütçeden transferler yoluyla karşılanması enflasyon üzerinde baskı oluştururken, borçlanma faiz oranlarının yükselmesine ve

dolayısıyla yatırımların ve büyümenin olumsuz etkilenmesine neden olabilmektedir. Buna bağlı olarak da işsizliğin artacağı ve gelir dağılımı olumsuz etkileneceği ileri sürülebilmektedir (Baylan, 2015: 41).

## 2. Literatür

Literatürde, kamu harcamaları ile gelir dağılımı arasındaki ilişkiyi konu edinen çok sayıda çalışma yer almaktadır. Bu çalışmalar, sosyal nitelikli kamu harcamaları ile gelir dağılımı arasındaki ilişkinin yanı sıra, eğitim ve sağlık gibi harcama kalemlerinin gelir dağılımı üzerindeki etkisini konu edinmiştir. Ayrıca sosyal koruma harcamalarını oluşturan bileşenler bazında da gelir dağılımı üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalara da literatürde sıkça rastlanmaktadır. Tablo 1’de, sosyal koruma harcamalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalara ilişkin literatür özetine yer verilmiştir.

**Tablo: 1**  
**Literatür Özeti**

Yazar/Yıl	Dönem	Ülke	Yöntem	Bulgular
Dayar & Akıncı (2020)	1987-2018	Türkiye	<ul style="list-style-type: none"><li>Maki Çoklu Yapısal Kırımlı Eşbütünlüşme Testi</li><li>Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Testi</li><li>Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi</li></ul>	Kamu sosyal transfer harcamalarındaki %1’lik artış, Gini katsayısını %0,505 oranında azaltmaktadır.
Baylan (2019)	1975-2010	Türkiye	VAR Modeli	Sosyal güvenlik harcamaları ile gelir eşitsizliği arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Demiryürek Ürper (2018)	1985-2016	Türkiye	Çoklu Regresyon Analizi	Transfer harcamalarının gelir dağılımı üzerinde olumlu etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Altunöz & Çondur (2018)	1985-2016	Türkiye	Johansen Eşbütünlüşme Testi	Gini katsayısı ve Sosyal Güvenlik Harcamaları değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Buna göre, sosyal güvenlik harcamalarında meydana gelecek artışın, gelir dağılımında eşitsizliği azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
Cammeraat (2020)	1990-2015	22 AB Ülkesi	Panel Veri Analizi (OLS ve 2SLS regresyon modelleri)	Kamu sosyal harcamaları ile gelir eşitsizliği arasında negatif yönlü ilişki bulunmuştur.
Kalkavan & Ersin (2020)	1980-2015	OECD Ülkeleri	Dumitrescu-Hurlin Nedensellik Testi	Sosyal harcamalar ile gelir dağılımı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olduğu ve sosyal harcamalardan gelir dağılımına doğru nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Osabohien vd. (2020)	2000-2017	38 Afrika Ülkesi	Panel Veri Analizi (EKK) Yöntemi	Sosyal koruma harcamalarındaki %1’lik bir artışın, gelir eşitsizliğini %26 oranında azalttığı ortaya konulmuştur.
Polat (2020)	1996-2018	36 OECD Ülkesi	Panel Veri Analizi	Transfer ödemelerinin gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığını ortaya konulmuştur.
İnam (2019)	2007-2015	29 AB Ülkesi (Türkiye dahil)	Panel Veri Analizi	Sosyal koruma harcamalarının Gini katsayısını negatif yönde etkilediği (sosyal koruma harcamalarındaki %1’lik artışın Gini katsayısını %0,3379309 kadar azalttığı) ortaya konulmuştur. Ayrıca, sağlık harcamalarının Gini katsayısını pozitif yönde etkilediği (sağlık harcamalarındaki %1’lik bir artışın Gini katsayısını %0,2705543 artırdığı) sonucuna ulaşılmıştır.
Sanchez & Perez-Corral (2018)	2005-2014	28 AB Ülkesi	Dinamik Panel Veri Analizi (GMM) Yöntemi	Kamu sosyal harcamaları ile gelir eşitsizliği arasında negatif yönlü bir ilişki bulunmuştur.
d’Agostino vd. (2018)	1980-2015	26 OECD Ülkesi	Panel Veri Analizi	Sosyal transferler ile gelir dağılımı eşitsizliği arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin var olduğu ortaya konulmuştur.
Ulu (2018)	2004-2011	Seçilmiş Ülkeler	Panel Veri Analizi	Kamu sosyal harcamalarının GSYH’ye oranının arttıkça Gini katsayısının düştüğü ve gelir dağılımındaki eşitsizliğin azaldığını ortaya koymuştur. Çalışmada, kamu sosyal harcamalarının GSYH’da meydana gelecek %1’lik bir artışın, Gini katsayısını %0,0015 oranında azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
Kozuharov & Petkovski (2018)	2002-2014	Makedonya	Regresyon Analizi	Sosyal transfer harcamaları ile gelir eşitsizliği arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğu ileri sürülmüştür.

İlgün (2015)	1995-2012	17 OECD Ülkesi	Panel Veri Analizi	Toplam kamu sosyal harcamalarının gelir dağılımı üzerinde anlamlı ve olumlu etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sosyal harcamaların alt kategorileri incelendiğinde ise, aktif emek piyasası programları, işsizlik sigortası ile dul ve yetim yardımlarının gelir dağılımı üzerinde anlamlı etkisinin olduğu ortaya konulmuştur.
--------------	-----------	----------------	--------------------	---

Tablo 1’de yer alan çalışmalara ilişkin ulaşılan sonuçlar incelendiğinde, kamu sosyal harcamalarının gelir eşitsizliğini azalttığına ilişkin görüşün literatürde kendine yer edindiği görülmektedir. Buna göre, sosyal nitelikli harcamalar arttıkça gelir dağılımındaki eşitsizliğin azaldığını söylemek mümkündür.

### 3. Ekonometrik Analiz

Çalışmanın bu bölümünde ekonometrik analiz için kullanılacak veri seti, yöntem ve ampirik bulgulara yer verilecektir.

#### 3.1. Veri Seti ve Yöntem

Bu kısımda çalışmada kullanılan veri seti ve yöntemler hakkında bilgi verilecektir. Bu doğrultuda hazırlanan Tablo 2’de ekonometrik analizde kullanılacak veri seti, Tablo 3’te ise tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir.

**Tablo: 2**  
**Veri Seti**

Kısaltmaları	Veri Açıklaması	Kaynak
GINI	Gelir Dağılımı Eşitsizliği Katsayısı	SWIID
TSY	Toplam Sosyal Yardımlar/Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	OECD-TÜİK
TNY	Toplam Nakdi Yardımlar/Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	OECD-TÜİK
TAY	Toplam Aynı Yardımlar/Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	OECD-TÜİK
YDY	Yaşlı-Dul-Yetim Yardımları/Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	OECD-TÜİK
SGY	Sağlık Yardımları/Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	OECD-TÜİK
AIY	Aile Yardımları/Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	OECD-TÜİK
İŞY	İşsizlik Yardımları/Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	OECD-TÜİK
MAL	Malullük Yardımları/Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	OECD-TÜİK

Tablo 2’de yer alan değişkenlerden, Gini katsayısı bağımlı değişken, kamu sosyal yardımları ise bağımsız değişken olarak belirlenmiştir. Bağımlı değişken olan Gini katsayısı SWIID kaynağından, bağımsız değişkenler ise OECD ve TÜİK kaynağından elde edilmiştir.

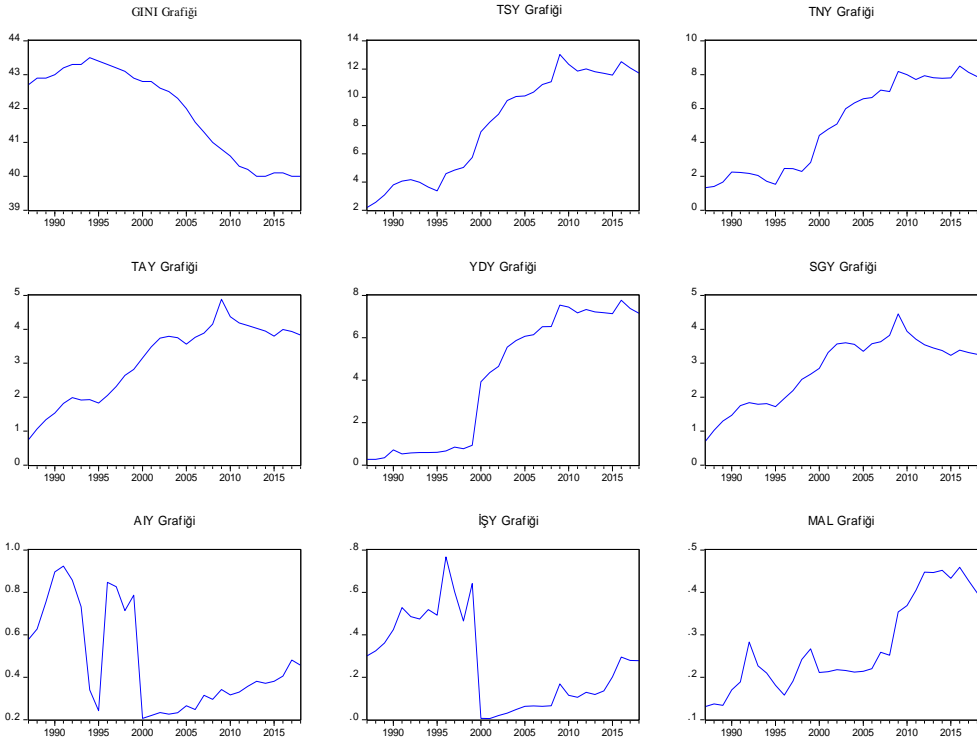
**Tablo: 3**  
**Tanımlayıcı İstatistikler**

	GINI	TSY	TNY	TAY	YDY	SGY	AIY	İŞY	MAL
<b>Ortalama</b>	41,92	8,07	5,00	3,07	4,08	2,80	0,47	0,26	0,27
<b>Medyan</b>	42,55	9,28	5,54	3,65	5,10	3,28	0,37	0,24	0,22
<b>Maksimum</b>	43,50	13,02	8,50	4,88	7,76	4,45	0,92	0,76	0,46
<b>Minimum</b>	40,00	2,18	1,33	0,74	0,27	0,70	0,20	0,05	0,13
<b>Standart Sapma</b>	1,31	3,72	2,68	1,12	3,06	0,98	0,23	0,21	0,10
<b>Çarpıklık</b>	-0,41	-0,21	-0,11	-0,49	-0,17	-0,52	0,63	0,53	0,57
<b>Basıklık</b>	1,49	1,38	1,29	1,93	1,22	2,07	1,87	2,14	1,88
<b>Jarque-Bera</b>	3,92	3,71	3,94	2,83	4,38	2,58	3,86	2,48	3,44
<b>Olasılık</b>	0,14	0,15	0,13	0,24	0,11	0,27	0,14	0,28	0,18

Not: Çarpıklık değeri > 0 ise değişkenlerin sağa çarpık; çarpıklık değeri < 0 ise değişkenlerin sola çarpık dağılıma sahip olduğu göstermektedir. Basıklık değeri < 3 olması değişkenlerin basık olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 3'e göre, GINI değişkenine ait en yüksek değer 43,5; en düşük değer ise 40'tır. TSY değişkenin en yüksek değeri 8,50, en düşük değeri 2,18'dir. TNY değişkenine ait en yüksek değer 8,50, en düşük değeri 1,33 olduğu görülmektedir. TAY değişkenin en yüksek değeri 4,88, en düşük değeri 0,74'tür. YDY değişkenin en yüksek değeri 7,76, en düşük değeri ise 0,27'dir. SGY değişkenin en yüksek değeri 4,45 en düşük değeri 0,70'tir. Tablo 3'te; AİY, İŞY ve MAL değişkenlerine ait sırasıyla en yüksek değerler 0,92, 0,76 ve 0,46 iken en düşük değerler ise 0,20, 0,05 ve 0,13 olduğu görülmektedir. Değişkenlere ait çarpıklık değerlerine bakıldığında; GINI, TSY, TNY, TAY, YDY ve SGY değişkenleri sola çarpık; AİY, İŞY ve MAL değişkenleri sağa çarpıktır. Bütün değişkenlerin basıklık değerleri 3'ten küçüktür ve dolayısıyla değişkenlerin basık dağılıma sahip olduğu görülmektedir.

### Grafik: 1 Değişkenlere Ait Grafikler



Değişkenlerin standart sapmaları açısından bakıldığında; TSY değişkeni en yüksek standart sapmaya sahip iken MAL değişkeni en düşük standart sapmaya sahiptir. Diğer bir ifadeyle, 1987-2018 dönemi diğer değişkenlerle kıyaslandığında; TSY değişkeninin daha oynak yapıda, MAL değişkeninin ise daha az oynaklığı sahip olduğu görülmektedir. Değişkenlere ait daha detaylı ve görsel bilgiler Grafik 1'de yer almaktadır. Grafik 1

incelendiğinde, değişkenlere ilişkin aşağıda belirtilen noktalar dikkat çekmektedir. Buna göre:

- GINI grafiğinde; 1987-2018 dönemi GINI değişkenine ait ortalama değerin %41,92 seviyelerinde gerçekleşmiştir. GINI değişkeninin 1987-1994 yılları arasında artış eğiliminde olduğu yani eşitsizliğin giderek arttığı ve 1994 yılında en yüksek değerine ulaştığı görülmektedir. 1995 yılı itibarıyla azalmaya başlamıştır. 1995 yılında %43,4 olan değer 2018 yılına gelindiğinde %40 seviyesine gerilemiştir.
- TSY grafiğinde; 1987-2018 dönemi TSY değişkenine ait ortalama değerin %8.07 seviyelerinde gerçekleştiği görülmektedir. TSY değişkeninin ele alınan dönem itibarıyla artış eğiliminde olduğu ve 2009 yılında en yüksek değerine ulaştığı görülmektedir.
- TNY grafiğinde görüldüğü gibi; 1987-2018 dönemi TNY değişkenine ait ortalama değer %5 seviyelerinde gerçekleşmiştir. TNY değişkeninde ele alınan dönem itibarıyla bazı dönemler azalma görülse de genel itibarıyla artış eğiliminde olduğu ve 2016 yılında en yüksek değerine ulaştığı görülmektedir.
- TAY grafiğinde; 1987-2018 dönemi TAY değişkenine ait ortalama değerin %3,07 seviyelerinde olduğu görülmektedir. TAY değişkeninin ele alınan dönem itibarıyla genel olarak artış eğiliminde olduğu ve 2009 yılında en yüksek değerine ulaştığı görülmektedir.
- YDY grafiğinde; 1987-2018 dönemi YDY değişkenine ait ortalama değerin %4.08 seviyelerinde gerçekleştiği görülmektedir. Ele alınan dönem itibarıyla artış eğiliminde olan YDY değişkeninin, 1987-1999 yılları arasında değerleri 0,27-0,93 aralığında iken 2000 yılından itibaren 3,92 seviyelerine ulaşarak 2018 yılında 7,15 olarak gerçekleşmiştir. 2016 yılında en yüksek değerine ulaştığı görülmektedir.
- SGY grafiğinde; 1987-2018 dönemi SGY değişkenine ait ortalama değerin %2,08 olduğu görülmektedir. SGY değişkeninin ele alınan dönem itibarıyla genel olarak artış eğiliminde olduğu ve 2009 yılında en yüksek değerine ulaştığı görülmektedir.
- AİY grafiğinde, 1987-2018 dönemi AİY değişkenine ait ortalama değerin %0,47 olduğu tespit edilmiştir. AİY değişkenine ait grafiğine göre 1987-2000 dönemi artış ve azalışları içeren dalgalı bir seyir izlese de 2001 yılı itibarıyla genel olarak bir artış eğiliminde olduğu görülmektedir. 1991 yılında en yüksek değerine ulaştığı görülmektedir.
- İŞY grafiğinde, 1987-2018 dönemi İŞY değişkenine ait ortalama değerin %0,26 olduğu tespit edilmiştir. İŞY değişkenine ait grafiğine göre 1987-2000 dönemi artış ve azalışları içeren dalgalı bir seyir izlese de 2001 yılı itibarıyla genel olarak bir artış eğiliminde olduğu görülmektedir. 1996 yılında en yüksek değerine ulaştığı görülmektedir.
- MAL grafiğinde, 1987-2018 dönemi MAL değişkenine ait ortalama değerin %0,27 olduğu tespit edilmiştir. MAL değişkeninde 1987-2018 dönemi artış ve azalışları içeren dalgalı bir seyir izlese de genel itibarıyla artış eğiliminde olduğu ve 2016 yılında en yüksek değerine ulaştığı görülmektedir.

### 3.2. Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testleri

Dickey ve Fuller tarafından geliştirilen Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök testi sabitli (1) ve sabitli-trendli (2) olmak üzere (1) ve (2) nolu denklemdeki gibi ifade edilmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \mu_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \text{Trend} + \sum_{i=1}^m \mu_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Tahmin edilen denklemlerde,  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  ve  $\mu$  katsayıları,  $\Delta$  fark işlemcisini,  $u$  hata terimini ve  $i=1,2,3,\dots,m$  optimal gecikme uzunluğunu temsil etmektedir. (1) ve (2) nolu denklemlerin tahmini ile bulunan  $\beta_1$  katsayılarının anlamlılığı serilerin birim kök içermediğini ifade etmektedir. ADF denklemlerinde gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) ile tespit edilmiştir.

Phillips-Perron (1988) tarafından geliştirilen PP birim kök testi için sabitli (3) ve sabitli-trendli modeller (3) ve (4) nolu denklemlerdeki gibi tahmin edilmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \text{Trend} + u_t \quad (4)$$

(3) ve (4) numaralı denklemlerde  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  ve  $\mu$  katsayıları,  $\Delta$  fark işlemcisini,  $u$  hata terimini temsil etmektedir.

ADF ve PP testlerinde;  $H_0$  hipotezi seride birim kök olduğunu,  $H_1$  hipotezi ise seride birim kök olmadığını ifade etmektedir. ADF ve PP testleri yardımıyla denklemlerde yer alan  $\beta_1$  katsayısına ait hesaplanan  $t$  istatistiklerinin mutlak değerleri, MacKinnon (1996) kritik mutlak değerlerinden küçükse serilerin durağan olmadığı (birim kök taşıdığı) kabul edilmektedir. Hesaplanan  $t$  istatistiklerinin mutlak değerleri, MacKinnon (1996) kritik mutlak değerlerinden büyükse serilerin durağan olduğu (birim kök taşımadığı) kabul edilmektedir.

### 3.3. ARDL Yöntemi

Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL yönteminde kısa ve uzun dönem ilişkiler tahmin edilmektedir. ARDL yönteminde Sınır testi için kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (7) nolu denklemdeki gibi tanımlanır.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta X_{t-i} + \mu_i Y_{t-1} + \pi_i X_{t-1} + u_t \quad (7)$$

(7) nolu denklemde  $\beta_0$ ,  $\beta_i$ ,  $\delta_i$ ,  $\mu_i$  ve  $\pi_i$  katsayıları,  $m$  ve  $n$  optimal gecikme uzunluklarını,  $\Delta$  birinci dereceden farkları,  $u$  hata terimini temsil etmektedir. Optimal gecikme uzunlukları belirlendikten sonra değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin sınanması için Sınır testi yapılmaktadır.



ARDL Sınır testinde,  $H_0: \beta_0 = \mu_i = \pi_i = 0$  ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur,  $H_1: \beta_0 \neq \mu_i \neq \pi_i \neq 0$  ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır şeklinde ifade edilmektedir. (7) nolu denklemde; seviyesinde değişkenlere ait  $\mu_i$  ve  $\pi_i$  katsayılarına uygulanan Wald testi sonucunda hesaplanan F istatistiği tablo kritik değerinden büyük ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu sonucuna ulaşılır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonraki aşamada uzun ve kısa dönem katsayıları elde edilmektedir.

Değişkenlere ait uzun dönem ilişkileri belirlemek için, Akaike (AIC) kriterine göre seçilen uzun dönem ARDL (m,n) modeli (8) nolu denklemdeki gibi oluşturulmuştur.

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \mu_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \pi_i X_{t-i} + u_t \quad (8)$$

(8) nolu denklemde  $\beta_0$ ,  $\mu_i$  ve  $\pi_i$  katsayıları, m ve n optimal gecikme uzunluklarını, u hata terimini temsil etmektedir. Seçilen ARDL (m,n) modelinin güvenilir ve istikrarlı olduğunu ortaya koymak için Breusch-Godfrey LM otokorelasyon, White değişen varyans ve Jarque-Bera (JB) normal dağılım (diagnostik) testleri kullanılmıştır.

ARDL(m,n) modelinden türetilen Hata Düzeltme modeli (9) nolu denklemdeki gibi ifade edilmektedir.

$$\Delta LY_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \mu_i \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=1}^n \pi_i \Delta LX_{t-i} + \tau ECT_{t-1} + u_t \quad (9)$$

(9) nolu denklemdeki  $\beta_0$ ,  $\mu_i$  ve  $\pi_i$  kısa dönem katsayıları,  $\tau$  hata düzeltme terimi katsayısını, m ve n optimal gecikme uzunluklarını temsil etmektedir.  $ECT_{t-1}$  hata düzeltme terimidir.  $\tau$  katsayısının negatif ve anlamlı olması beklenmektedir.

### 3.4. Ampirik Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde analiz sonucu elde edilen bulgular sunulacak ve değerlendirilecektir. Bu doğrultuda, Tablo 4 ve 5'te değişkenlere ait ADF ve PP birim kök test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 4'te yer alan ADF testi sonucuna göre, bütün değişkenlerin birinci farkında I(1) durağan olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo: 4**  
**ADF Birim Kök Testi**

Değişkenler	ADF Testi			
	Seviyesinde		1.Farkında	
	Sabitli Model (C)	Sabitli+Trendli Model (C+T)	Sabitli Model (C)	Sabitli+Trendli Model (C+T)
GINI	-0.43(1)	-2.05(1)	2,77 <sup>(0)</sup>	-2.54(0)
TSY	-1,34(0)	-0.74(0)	4,72 <sup>(0)</sup>	-4,86 <sup>(0)</sup>
TNY	-0,86(0)	-1,21(0)	-4,97 <sup>(0)</sup>	-4,94 <sup>(0)</sup>
TAY	-2,44(0)	-0,81(0)	-4,33 <sup>(0)</sup>	-4,81 <sup>(0)</sup>
YDY	-0,79(0)	-1,26(0)	-4,94 <sup>(0)</sup>	-4,92 <sup>(0)</sup>
SAG	-2,57(0)	-0,81(0)	-4,08 <sup>(0)</sup>	-4,07 <sup>(0)</sup>
AİY	-2,16(0)	-2,59(0)	-5,17 <sup>(3)</sup>	-5,43 <sup>(3)</sup>
İŞY	-1,84(0)	-2,16(0)	-6,94 <sup>(0)</sup>	-6,82 <sup>(0)</sup>
MAL	-1,02(0)	-1,86(0)	-5,23 <sup>(0)</sup>	-5,13 <sup>(0)</sup>
MacKinnon (1996) Tablo Kritik değerleri	%1	-3,66	-4,28	-3,69
	%5	-2,96	-3,56	-2,97
	%10	-2,61	-3,21	-2,62

Not: a: %1, b: %5, c: %10 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir. ( ) parantez içerisindeki değerler optimal gecikme uzunluğunu temsil etmektedir. Maksimum gecikme 7'dir.

Tablo 5'te yer alan PP testi sonucuna göre, bütün değişkenlerin birinci farkında I(1) durağan olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre, ADF ile PP testi sonuçları birbirini desteklemektedir.

**Tablo: 5**  
**PP Birim Kök Testi**

Değişkenler	PP Testi			
	Seviyesinde		1.Farkında	
	Sabitli Model (C)	Sabitli+Trendli Model (C+T)	Sabitli Model (C)	Sabitli+Trendli Model (C+T)
GINI	-0,13(4)	-2,57(4)	-2,67 <sup>(3)</sup>	-2,50(3)
TSY	-1,33(2)	-0,87(2)	-4,72 <sup>(2)</sup>	-4,86 <sup>(1)</sup>
TNY	-0,86(2)	-1,33(3)	-4,97 <sup>(2)</sup>	-4,94 <sup>(2)</sup>
TAY	-2,35(0)	-0,93(0)	-4,33 <sup>(1)</sup>	-4,81 <sup>(3)</sup>
YDY	-0,79(3)	-1,53(3)	-4,97 <sup>(3)</sup>	-4,92 <sup>(2)</sup>
SAG	-2,46(1)	-0,96(0)	-4,28 <sup>(1)</sup>	-4,80 <sup>(2)</sup>
AİY	-2,25(1)	-2,73(1)	-6,18 <sup>(6)</sup>	-6,17 <sup>(7)</sup>
İŞY	-1,70(4)	-2,06(4)	-6,85 <sup>(3)</sup>	-6,74 <sup>(3)</sup>
MAL	-1,02(0)	-1,94(1)	-5,25 <sup>(2)</sup>	-5,15 <sup>(2)</sup>
MacKinnon (1996) Tablo Kritik değerleri	%1	-3,66	-4,28	-3,67
	%5	-2,96	-3,56	-2,96
	%10	-2,61	-3,21	-2,62

Not: a: %1, b: %5, c: %10 seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir. Newey-West tahmincisi ile uyarlanmış gecikme uzunluğu belirlenmiştir. ( ) parantez içerisindeki değerler gecikme uzunluğunu temsil etmektedir.

Sosyal koruma harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisini araştırmak için değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkiler hakkında bilgi veren ARDL yöntemi tercih edilmiştir. ARDL yönteminde,  $GINI=f(TSY)$ ,  $GINI=f(TAY)$ ,  $GINI=f(TNY)$ ,  $GINI=f(AİY, İŞY, SGY, YDY, MAL)$  şeklinde modeller oluşturularak eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Modellere ait hesaplanan F istatistikleri sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır<sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Pesaran vd. (2001) tablo kritik değerleri  $n=30$  gözlem sayısına sahip örnekler için verilmiştir. Gözlem değeri 30-80 arasında olan çalışmalar için Narayan tablo kritik değerleride dikkate alınmıştır. Dolayısıyla çalışmada gözlem sayısı 32 olduğu için Pesaran ve Narayan tablo kritik değerlerinin her ikisi de verilmiştir.

**Tablo 6**  
**ARDL Sınır Testi Sonuçları**

Model	kk	F İstatistiği	Tablo Kritik Değerler	Pesaran vd, (2001) Tablo Kritik Değerleri		Narayan (2005) Tablo Kritik Değerleri	
				Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
GINI=f(TSY)	11	17,50 <sup>a</sup>	%10	3,02	3,51	3,30	3,79
			%5	3,62	4,16	4,09	4,66
			%1	4,94	5,58	6,02	6,76
GINI=f(TNY)	11	17,38 <sup>a</sup>	%10	3,02	3,51	3,30	3,79
			%5	3,62	4,16	4,09	4,66
			%1	4,94	5,58	6,02	6,76
GINI=f(TAY)	11	17,75 <sup>a</sup>	%10	3,02	3,51	3,30	3,79
			%5	3,62	4,16	4,09	4,66
			%1	4,94	5,58	6,02	6,76
GINI=f(AİY, İŞY, SGY, YDY, MAL)	5	6,68 <sup>a</sup>	%10	2,08	3	2,40	3,51
			%5	2,39	3,38	2,91	4,19
			%1	3,06	4,15	4,13	5,76

Not: a: %1 anlamlılık düzeyini, k: bağımsız değişken sayısını ifade etmektedir. Narayan (2005: 1987) tablo kritik değerleri, case: II ve n=30 göre verilmiştir.

Tablo 6 incelendiğinde, modellere ait hesaplanan F-istatistiği değerlerinin, Pesaran vd. (2001) ve Narayan (2005) tablo kritik değerlerinden büyük olduğu görülmektedir. Diğer bir ifadeyle değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Eşbütünlük ilişkisi tespit edildikten sonraki aşamada, AIC bilgi kriterine göre kısa ve uzun dönem ilişkilerini analiz etmek için en uygun ARDL modelleri tahmin edilmiştir<sup>4</sup>. Toplam Sosyal Yardımlara ilişkin tahmin edilen ARDL modeli sonuçları Tablo 7'de yer almaktadır.

**Tablo 7**  
**Toplam Sosyal Yardımlara İlişkin ARDL Modeli Tahmin Sonuçları**

GINI=f(TSY)				
ARDL(1,1)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
GINI(-1)	0,85	0,03	25,39	0,00
TSY	-0,02	0,03	-0,81	0,42
TSY(-1)	-0,04	0,03	-1,16	0,25
C	6,55	1,49	4,3	0,00
Diagnostik(Tanım) Testler				
LM(F istatistikleri)				1,24 [0,30]
BPG(F istatistikleri)				0,62[0,60]
JB				1,17[0,55]

Not: LM: Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon, BPG: Breusch- Pagan-Godfrey Değişen varyans, JB: Jarque-Bera Normallik testlerini ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili istatistiğin olasılık değerini ifade etmektedir Modeldeki bağımsız değişkenlere ait katsayılar tabloda verilmiştir.

Tablo 7'de görüldüğü üzere, ARDL(1,1) modeli, uygun model olarak tahmin edilmiştir. Tablo 7'de yer alan tanımsal testlerden elde edilen bulgulara göre, ARDL modelinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, normal dağılıma sahip oldukları görülmektedir. Breusch-Godfrey LM, Breusch-Pagan-Godfrey ve Jarque-Bera test

<sup>4</sup> Analizde Eviews 10 paket programı kullanıldığı için, ARDL modelleri için maksimum gecikme uzunluğu 4 alınmış ve AIC bilgi kriterine göre optimal gecikme uzunlukları belirlenerek en uygun modeller tahmin edilmiştir.

istatistikleri için sıfır hipotezi reddedilememektedir<sup>5</sup>. Tahmin edilen denklemde tanısız (diagnostik) açıdan bir problem olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. ARDL (1,1) modeline ait uzun dönem katsayıları Tablo 8’de yer almaktadır.

**Tablo: 8**  
**Toplam Sosyal Yardımlara İlişkin Uzun Dönem Katsayıları**

GINI=f(TSY)				
ARDL(1,1)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
TSY	-0,46	0,05	-8,78	0,00
C	45,14	0,39	114,155	0,00

Tablo 8’de görüldüğü üzere, TSY değişkenine ait uzun dönem katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Uzun dönemde toplam sosyal yardımlar, GINI değişkenini negatif etkilemektedir. Tablo 19’daki bulgulara göre; toplam sosyal yardımlardaki %1’lik artış gelir dağılımı eşitsizliğini %0,46 azaltmaktadır. Tablo 9’da Toplam Sosyal Yardımlara İlişkin Hata Düzeltme Modeli yer almaktadır.

**Tablo: 9**  
**Toplam Sosyal Yardımlara İlişkin Hata Düzeltme Modeli**

GINI=f(TSY)				
ARDL(1,1)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
$\Delta(TSY)$	-0,02	0,02	-0,96	0,34
ECT(-1)	-0,14	0,01	-7,51	0,00

Not: ECT(-1): Hata düzeltme katsayısını temsil etmektedir.

Tablo 9’da TSY değişkenine ait kısa dönem katsayısı negatif fakat istatistiksel olarak anlamsız olduğu için yorumlanmamıştır. ECT(-1) katsayısının -0.14 (negatif ve istatistiksel olarak anlamlı) olduğu görülmektedir. Kısa dönemde meydana gelecek sapmaların sonraki dönemlerde giderileceği sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre, kısa dönemde meydana gelecek sapmanın %14’ü bir sonraki dönemde düzelecektir şeklinde ifade edilebilir. Toplam Nakdi Yardımlara ilişkin tahmin edilen ARDL modeli sonuçlarına Tablo 10’da yer verilmiştir.

<sup>5</sup> Breusch-Godfrey LM ile Breusch-Pagan-Godfrey test istatistiklerine ait sıfır hipotezleri sırasıyla otokorelasyon ve değişen varyans sorunu yoktur; Jarque-Bera testi sıfır hipotezi normal dağılıma sahiptir şeklinde kurulmaktadır. Tanısal testlere ait hesaplanan t istatistiğine ait olasılık değerinin 0.10’dan büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilememektedir. Diğer bir ifadeyle otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olmadığı ve normal dağılıma sahip olduğu tespit edilmektedir.

**Tablo: 10**  
**Toplam Nakdî Yardımlara İlişkin ARDL Modeli Tahmin Sonuçları**

GINI=f(TNY)				
ARDL(1,0)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
GINI(-1)	0,84	0,03	23,96	0,00
TNY	-0,09	0,01	-5,53	0,00
C	6,73	1,56	4,29	0,00
Diagnostik(Tanısıl) Testler				
LM(F istatistikleri)			0,84[0,44]	
BPG(F istatistikleri)			0,19[0,82]	
JB			1,49[0,47]	

Not: LM: Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon, BPG: Breusch- Pagan-Godfrey Değişen varyans, JB: Jarque-Bera Normallik testlerini ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili istatistiğin olasılık değerini ifade etmektedir Modeldeki bağımsız değişkenlere ait katsayılar tabloda verilmiştir.

Tablo 10'da görüldüğü üzere, ARDL modelinde, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, normal dağılıma sahip olduğu görülmektedir. Tahmin edilen denklemde tanısal (diagnostik) açıdan bir problem olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. ARDL modelinden hareketle hesaplanan uzun dönem katsayıları Tablo 11'de yer almaktadır.

**Tablo: 11**  
**Toplam Nakdî Yardımlara İlişkin Uzun Dönem Katsayıları**

GINI=f(TNY)				
ARDL(1,0)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
TNY	-0,63	0,06	-9,19	0,00
C	44,65	0,30	144,18	0,00

Tablo 11'de görüldüğü üzere, TNY değişkenine ait uzun dönem katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Uzun dönemde toplam nakdî yardımlar, GINI değişkenini negatif etkilemektedir. Tablo 11'deki bulgulara göre; toplam nakdî yardımlardaki %1'lik artış gelir dağılımı eşitsizliğini %0,63 azaltmaktadır. Tablo 12'de Toplam Nakdî Yardımlara İlişkin Hata Düzeltme Modeline yer verilmiştir.

**Tablo: 12**  
**Toplam Nakdî Yardımlara İlişkin Hata Düzeltme Modeli**

GINI=f(TNY)				
ARDL(1,0)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
$\Delta(TNY)$	-0,09	0,01	-5,53	0,00
ECT(-1)	-0,15	0,02	-7,47	0,00

Not: ECT(-1): Hata düzeltme katsayısını temsil etmektedir. Modeldeki bağımsız değişkene ait katsayı tabloda verilmiştir. Literatürde (Esen vd., 2012: 262), (Özçağ, 2015: 16), (Tandoğan & Genç, 2020: 642) çalışmalarında referans alınarak tahmin edilen ARDL (1,0) modelinden elde edilen kısa dönem katsayılar kısa dönem ilişki yorumu için hata düzeltme modelinde verilmiştir.

Tablo 12'de, TNY değişkenine ait kısa dönem katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Tablo 23'teki bulgulara göre, kısa dönemde toplam nakdî yardımlardaki %1'lik artış gelir dağılımı eşitsizliğini %0,09 azaltmaktadır. ECT(-1) katsayısının -0.15 (negatif ve istatistiksel olarak anlamlı) olduğu görülmektedir. Kısa dönemde meydana gelecek sapmaların sonraki dönemlerde giderileceği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç, kısa dönemde meydana gelecek sapmanın %15'i bir sonraki dönemde

düzelecektir şeklinde ifade edilebilir. Toplam Aynî Yardımlara ilişkin tahmin edilen ARDL modeli sonuçları Tablo 13'te yer almaktadır.

**Tablo: 13**  
**Toplam Aynî Yardımlara İlişkin ARDL Modeli Tahmin Sonuçları**

GINI=f(TAY)				
ARDL(1,0)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
GINI(-1)	0,92	0,02	39,17	0,00
TAY	-0,16	0,02	-5,60	0,00
C	3,54	1,06	3,33	0,00
Diagnostik(Tamsal) Testler				
LM(F istatistikleri)			0,94[0,40]	
BPG(F istatistikleri)			0,49[0,61]	
JB			0,85[0,65]	

Not: LM: Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon, BPG: Breusch- Pagan-Godfrey Değişen varyans, JB: Jarque-Bera Normallik testlerini ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili istatistiğin olasılık değerini ifade etmektedir Modeldeki bağımsız değişkenlere ait katsayılar tabloda verilmiştir.

Tablo 13'te görüldüğü üzere, ARDL modelinde, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, normal dağılıma sahip olduğu görülmektedir. Tahmin edilen denklemde tanısal (diagnostik) açıdan bir problem olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. ARDL modelinden hareketle hesaplanan uzun dönem katsayıları Tablo 14'te yer almaktadır.

**Tablo: 14**  
**Toplam Aynî Yardımlara İlişkin Uzun Dönem Katsayıları**

GINI=f(TAY)				
ARDL(1,0)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
TAY	-2,15	0,47	-4,56	0,00
C	47,61	1,22	39,00	0,00

Tablo 14'te görüldüğü üzere, TAY değişkenine ait uzun dönem katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Uzun dönemde toplam aynî yardımlar, GINI değişkenini negatif etkilemektedir. Tablo 14'teki bulgulara göre; toplam aynî yardımlardaki %1'lik artış gelir dağılımı eşitsizliğini %2,15 azaltmaktadır. ARDL (1,0) modelinden elde edilen hata düzeltme sonuçları Tablo 15'te yer almaktadır.

**Tablo: 15**  
**Toplam Aynî Yardımlara İlişkin Hata Düzeltme Modeli**

GINI=f(TAY)				
ARDL(1,0)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
$\Delta(TAY)$	-0,16	0,02	-5,60	0,00
ECT(-1)	-0,07	0,00	-7,55	0,00

Not: ECT(-1): Hata düzeltme katsayısını temsil etmektedir. Modeldeki bağımsız değişkene ait katsayı tabloda verilmiştir. Literatürde (Esen vd., 2012: 262), (Özçağ, 2015: 16), (Tandoğan & Genç, 2020: 642) çalışmalarında referans alınarak tahmin edilen ARDL (1,0) modelinden elde edilen kısa dönem katsayılar kısa dönem ilişkisi yorumu için hata düzeltme modelinde verilmiştir.

Tablo 15'te, TAY değişkenine ait kısa dönem katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Tablo 26'daki bulgulara göre, kısa dönemde toplam aynî yardımlardaki %1'lik artış gelir dağılımı eşitsizliğini %0,16 azaltmaktadır. ECT(-1) katsayısının -0,07, negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Kısa

dönemde meydana gelecek sapmaların sonraki dönemlerde giderileceği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç, kısa dönemde meydana gelecek sapmanın %7'si bir sonraki dönemde düzeyecektir şeklinde ifade edilebilir. Toplam Sosyal Koruma Harcamalarının alt bileşenlerine ilişkin tahmin edilen ARDL modeli sonuçları Tablo 16'da yer almaktadır.

**Tablo: 16**  
**Sosyal Koruma Harcamalarının Alt Bileşenlerine İlişkin ARDL Modeli Tahmin Sonuçları**

GINI=f(AİY, İŞY, SGY, YDY, MAL)				
ARDL(4, 3, 2, 3, 2, 3) Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
GINI(-1)	1.50	0.51	2.90	0.03
GINI(-2)	-0.37	0.49	-0.74	0.48
GINI(-3)	-0.95	0.47	-2.02	0.09
GINI(-4)	-0.20	0.18	-1.11	0.31
AİY	-0.38	0.27	-1.39	0.22
AİY(-1)	0.40	0.24	1.66	0.15
AİY(-2)	-0.56	0.39	-1.43	0.21
AİY(-3)	-0.34	0.15	-2.26	0.07
İŞY	-0.38	0.39	-0.96	0.37
İŞY(-1)	-1.23	0.38	-3.19	0.02
İŞY(-2)	0.69	0.59	1.16	0.29
SGY	-0.00	0.17	-0.00	0.99
SGY(-1)	0.64	0.21	2.91	0.03
SGY(-2)	-0.49	0.28	-1.72	0.14
SGY(-3)	0.50	0.31	1.61	0.16
YDY	-0.12	0.10	-1.25	0.26
YDY(-1)	-0.28	0.11	-2.50	0.05
YDY(-2)	-0.09	0.05	-1.57	0.17
MAL	-3.06	2.11	-1.45	0.20
MAL(-1)	-2.08	0.90	-2.31	0.06
MAL(-2)	1.77	1.167	1.52	0.18
MAL(-3)	-2.50	1.83	-1.36	0.22
C	46.01	15.71	2.92	0.03
Diagnostik(Tansal) Testler				
LM(F istatistikleri)			1,45 [0,36]	
BPG(F istatistikleri)			1,09 [0,50]	
JB			0,29 [0,86]	

Tablo 16'da görüldüğü üzere ARDL (4,3,2,3,2,3) modeli, uygun model olarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen denklemde tanısal (diagnostik) açıdan bir problem olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Breusch-Godfrey LM otokorelasyon, Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans ve Jarque-Bera normallik testleri istatistikleri için sıfır hipotezi reddedilememektedir. ARDL(4, 3, 2, 3, 2, 3) modeline ait uzun dönem katsayıları Tablo 17'de yer almaktadır.

**Tablo: 17**  
**Sosyal Koruma Harcamalarının Alt Bileşenlerine İlişkin Uzun Dönem Katsayıları**

GINI=f(AİY, İŞY, SGY, YDY, MAL)				
ARDL(4, 3, 2, 3, 2, 3)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
AİY	-0.86	0.54	-1.59	0.17
İŞY	-0.89	0.38	-2.34	0.06
SGY	0.63	0.23	2.76	0.03
YDY	-0.49	0.04	-10.50	0.00
MAL	-5.70	1.06	-5.36	0.00
C	44,61	0,57	77,44	0,00

Tablo 17’de görüldüğü üzere, İŞY, YDY ve MAL bağımsız değişkenlerine ait uzun dönem katsayılar negatif, SGY değişkenine ait katsayı ise pozitifdir. Katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır. AİY değişkenine ait uzun dönem katsayısı negatif ve anlamsızdır.

Diğer bir ifadeyle aile, işsizlik, yaşlı/dul/yetim ve malullük yardımları uzun dönemde GINI değişkenini negatif etkilemektedir. Tablo 17’deki bulgulara göre; işsizlik, yaşlı/dul/yetim ve malullük yardımlardaki %1’lik artışlar gelir dağılımı eşitsizliğini sırasıyla %0,89, %0,49 ve %5,70 azaltmaktadır. Sağlık yardımları ise GINI değişkenini pozitif etkilemektedir. Sağlık yardımlarındaki %1’lik artış gelir dağılımı eşitsizliğini %0,63 oranında artıracığı şeklinde yorumlanabilir. Aile yardımlarına ait uzun dönem katsayısı anlamsız çıktığı için yorumlanmamıştır. ARDL (4,3,2,3,2,3) modelinden elde edilen hata düzeltme sonuçları Tablo 18’de yer almaktadır.

**Tablo: 18**  
**Sosyal Koruma Harcamalarının Alt Bileşenlerine İlişkin Hata Düzeltme Modeli**

GINI=f(AİY, İŞY, SGY, YDY, MAL)				
ARDL(4, 3, 2, 3, 2, 3)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
$\Delta$ (GINI(-1))	1,53	0,11	13,85	0,00
$\Delta$ (GINI(-2))	1,16	0,13	8,45	0,00
$\Delta$ (GINI(-3))	0,20	0,08	2,49	0,05
$\Delta$ (AİY)	-0,39	0,09	-4,14	0,00
$\Delta$ (AİY(-1))	0,90	0,09	9,72	0,00
$\Delta$ (AİY(-2))	0,34	0,05	6,06	0,00
$\Delta$ (İŞY)	-0,38	0,13	-2,91	0,03
$\Delta$ (İŞY(-1))	-0,69	0,11	-5,97	0,00
$\Delta$ (SGY)	-0,00	0,04	-0,01	0,99
$\Delta$ (SGY(-1))	-0,01	0,05	-0,29	0,77
$\Delta$ (SGY(-2))	-0,50	0,04	-11,23	0,00
$\Delta$ (YDY)	-0,12	0,03	-4,05	0,00
$\Delta$ (YDY(-1))	0,09	0,02	3,92	0,01
$\Delta$ (MAL)	-3,06	0,40	-7,58	0,00
$\Delta$ (MAL(-1))	0,73	0,32	2,23	0,07
$\Delta$ (MAL(-2))	2,50	0,34	7,26	0,00
ECT(-1)	-1,03	0,10	-10,13	0,00

Not: ECT(-1): Hata düzeltme katsayısını temsil etmektedir.

Tablo 18’de, İŞY, YDY ve MAL değişkenlerine ait katsayıların uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. İşsizlik, yaşlı/dul/yetim ve malullük yardımlarının gerek uzun dönemde gerekse kısa dönemde gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığı tespit edilmiştir. Bulgulara göre; işsizlik, yaşlı/dul/yetim ve malullük yardımlardaki %1’lik artış gelir dağılımı adaletsizliğini sırasıyla %0,38, %0,12 ve %3,06 oranında azaltmaktadır. AİY değişkenine ait uzun dönem katsayısı negatif anlamsız iken kısa dönem katsayısının negatif ve anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bulgulara göre; aile yardımlardaki %1’lik artış gelir dağılımı eşitsizliğini %0,39 oranında azaltmaktadır. SGY değişkenine ait katsayı kısa dönemde anlamsız olduğu için yorumlanmamıştır.

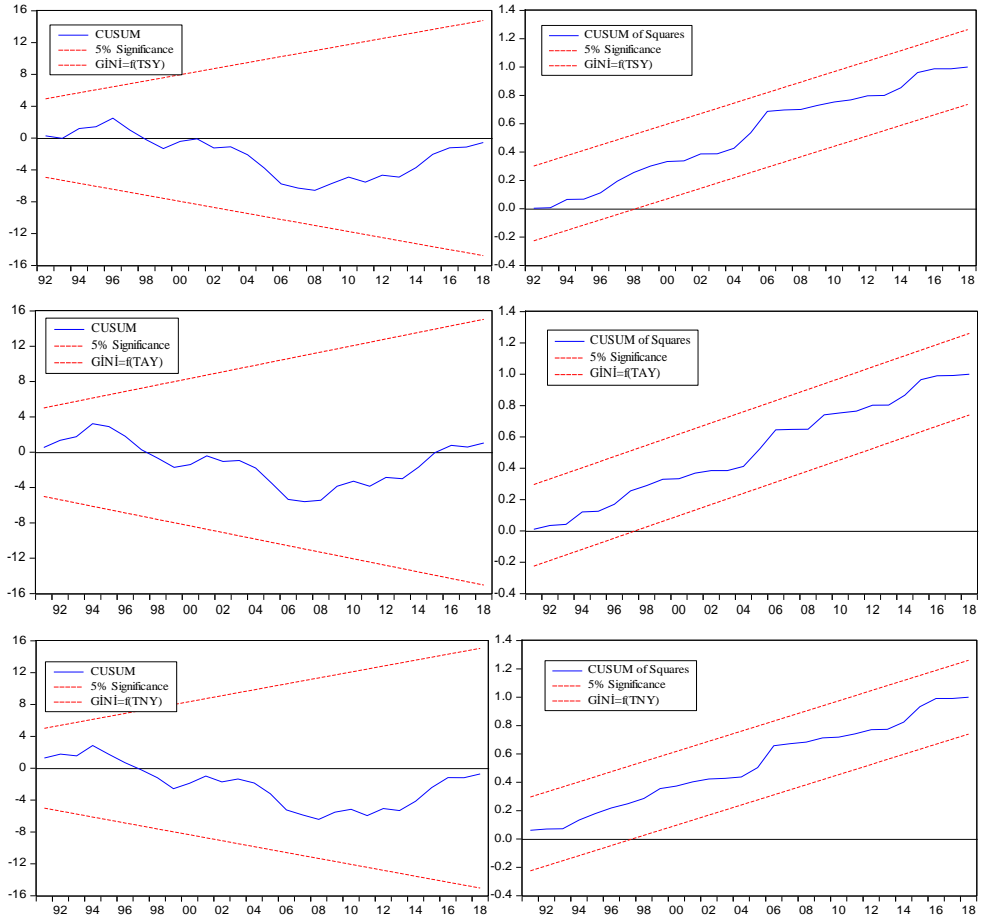
Tablo 18’de, ECT(-1) katsayısının -1.03 olduğu (negatif ve istatistiksel olarak anlamlı) görülmektedir. Hata düzeltme katsayısının -1 ile -2 arasında değer alması kısa dönem dengeden sapma durumlarının azalan dalgalanmalarla dengeye geldiği şeklinde ifade

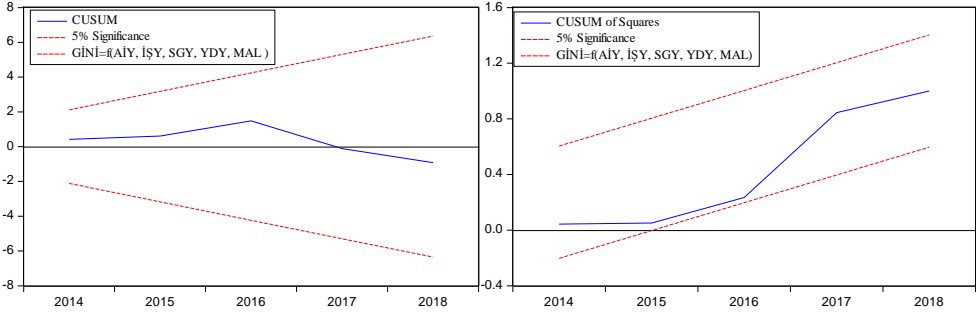


edilmektedir (Narayan & Smyth, 2006: 339; Alam & Quazi, 2003: 99). ECT(-1) katsayısının -1.03 olması; kısa dönemde meydana gelecek sapmanın azalan dalgalanmalar göstererek dengeye ulaştığı şeklinde yorumlanabilir.

Grafik 2'de ARDL modellerine ( $GINI=f(TSY)$ ,  $GINI=f(TAY)$ ,  $GINI=f(TNY)$ ,  $GINI=f(AIY, İŞY, SGY, YDY, MAL)$ ) ait Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen Cusum ve Cusum-Sq grafikleri gösterilmiştir.

**Grafik: 2**  
**ARDL Modellerine ait Cusum-Cusum Sq Grafikleri**





Grafik 2’de yer alan grafiklerde eğrilerin %5 güven aralıklarının dışına taşmadığı görülmektedir. Buna göre tahmin edilen ARDL modellerinde yer alan katsayıların istikrarlı olduğu ve herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tanısal (diagnostik) açıdan özetlenecek olursa; çalışmada tahmin edilen ARDL modellerinde değişen varyans, otokorelasyon ve yapısal istikrarsızlık problemlerinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Tahmin edilen ARDL modellerinden elde edilen bulgular yorumlanabilir nitelikte olup, teorik beklentilere uygun çıkmıştır.

#### 4. Sonuç ve Değerlendirme

Sosyal koruma harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığı yönündeki düşünceler literatürde genel kabul görmektedir. Bu bağlamda, Türkiye’de yapılan sosyal koruma harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliğini düzeltmede ne ölçüde başarılı olduğunu ortaya koymak çalışmanın amacını oluşturmaktadır. Bu doğrultuda, 1987-2018 döneminde Türkiye’de sosyal koruma harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliği üzerindeki etkisini ARDL Sınır Testi kullanılarak test edilmiştir. Gerek ADF gerekse PP testi sonucuna göre, bütün değişkenlerin birinci farkında I(1) durağan olduğu tespit edilmiştir. Bu bağlamda, ADF ile PP testi sonuçları birbirini desteklemektedir. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda, sosyal koruma harcamalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisini araştırmak için değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkiler hakkında bilgi veren ARDL yöntemi tercih edilmiştir.

Analizde öncelikle eşbütünleşme ilişkisi araştırılmış ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu aşamadan sonra, AIC bilgi kriterine göre kısa ve uzun dönem ilişkilerini analiz etmek için en uygun ARDL modelleri tahmin edilmiştir. Analiz sonucunda değişkenlere ilişkin uzun ve kısa dönemde elde edilen bulgular aşağıda açıklanmıştır:

- Toplam sosyal yardımlara ait uzun dönem katsayılar negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuca göre, uzun dönemde, toplam sosyal yardımlar Gini katsayısını negatif yönde etkilemektedir. Toplam sosyal yardımlardaki %1’lik artış, gelir dağılımı eşitsizliğini %0.46 azaltmaktadır. Toplam sosyal yardımlara

- ait kısa dönem katsayılar negatif fakat istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu sonuca göre, toplam sosyal yardımlara yönelik kısa dönem için yorum yapılamamaktadır.
- Toplam aynı yardımlara ait uzun ve kısa dönem katsayıları negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuca göre, uzun ve kısa dönemde, toplam aynı yardımlar Gini katsayısını negatif yönde etkilemektedir. Toplam aynı yardımlardaki %1'lik artış, gelir dağılımı eşitsizliğini uzun dönemde %2,15, kısa dönemde ise, %0,16 azaltmaktadır.
  - Toplam nakdî yardımlara ait uzun ve kısa dönem katsayıları negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuca göre, uzun ve kısa dönemde, toplam nakdî yardımlar Gini katsayısını negatif yönde etkilemektedir. Toplam aynı yardımlardaki %1'lik artış, gelir dağılımı eşitsizliğini uzun dönemde %0,63, kısa dönemde ise, %0,09 azaltmaktadır.
  - Aile yardımlarına ait uzun dönem katsayısı istatistiksel olarak anlamsız çıktığı için yorumlanmamıştır. Bununla birlikte, AİY değişkenine ait kısa dönem katsayısının negatif ve anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bulgulara göre; kısa dönemde aile yardımlarındaki %1'lik artış gelir dağılımı eşitsizliğini %0,39 oranında azaltmaktadır.
  - Sağlık yardımlarına ait uzun dönem katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Elde edilen bu sonuç, sağlık yardımlarındaki %1'lik artışlar gelir dağılımı eşitsizliğini %0,63 oranında artıracak şekilde yorumlanabilir. Sağlık yardımlarına ilişkin kısa dönem katsayısı ise istatistiksel olarak anlamsız çıktığı için yorumlanmamıştır.
  - İşsizlik yardımlarına ait uzun dönem ve kısa dönem katsayıları negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuca göre, işsizlik yardımlarının gerek uzun dönemde gerekse kısa dönemde Gini katsayısını negatif yönde etkilediği sonucu elde edilmiştir. Analiz sonucu elde edilen bulgulara göre, işsizlik yardımlarındaki %1'lik artışın, gelir dağılımı eşitsizliğini uzun dönemde %0,89, kısa dönemde ise, %0,38 oranında azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
  - Yaşlı/dul/yetim yardımlarına ait uzun dönem ve kısa dönem katsayıları negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuca göre, yaşlı/dul/yetim yardımlarının gerek uzun dönemde gerekse kısa dönemde Gini katsayısını negatif yönde etkilediği sonucu elde edilmiştir. Analiz sonucu elde edilen bulgulara göre, yaşlı/dul/yetim yardımlarındaki %1'lik artışın, gelir dağılımı eşitsizliğini uzun dönemde %0,49, kısa dönemde ise, %0,12 oranında azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.
  - Malullük yardımlarına ait uzun dönem ve kısa dönem katsayıları negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuca göre, malullük yardımlarının gerek uzun dönemde gerekse kısa dönemde Gini katsayısını negatif yönde etkilediği sonucu elde edilmiştir. Analiz sonucu elde edilen bulgulara göre, malullük yardımlarındaki %1'lik artışın, gelir dağılımı eşitsizliğini uzun dönemde %5,70, kısa dönemde ise, %3,06 oranında azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tanısal testlerden elde edilen bulgulara göre, ARDL modellerinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, normal dağılıma sahip oldukları görülmektedir.

Breusch-Godfrey LM, Breusch-Pagan-Godfrey ve Jarque-Bera test istatistikleri için sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla, tahmin edilen denklemde tanısal (diagnostik) açıdan bir problem olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan, ARDL modellerine ilişkin Cusum ve Cusum Sq grafiklerinde yapısal bir kırılma görülmemiştir.

Analizden elde edilen bulgular neticesinde çalışmada araştırılan hipotezlerin sağlık yardımları haricinde kabul edildiği ve sonuçların literatür ile uyumlu olduğunu söylemek mümkündür. Buna göre, analiz sonucunda elde edilen bulgular neticesinde 1980-2018 dönemi için Türkiye’de sosyal koruma harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliğini azalttığı çalışmada ortaya koyulmuştur.

### Kaynaklar

- Ait Mansour, H. (2016), *Accessibility of Vulnerable Groups to Social Protection Programmes in the OIC Member Countries*, Standing Committee for Economic and Commercial Cooperation of the Organization of Islamic Cooperation (COMCEC), Ankara.
- Alam, I. & R.M. Quazi (2003), "Determinants of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh", *International Review of Applied Economics*, 17(1), 85-103.
- Altunöz, U. & F. Çondur (2018), "Sosyal Güvenlik Harcamaları Gelir Dağılımında Etkin mi? Türkiye Ekonomisi için Nedensellik Analizi", *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, CEEİK 2018 Özel Sayısı, 173-189.
- Baylan, M. (2015), "Sosyal Güvenlik Harcamalarının Makroekonomik Etkileri: Bir Literatür Taraması", *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(1), 29-52.
- Baylan, M. (2019), "Impact of Social Security Expenditures on Income Distribution: Case of Turkey", *Manas Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(3), 2579-2593.
- Cammeraat, E. (2020), "The Relationship Between Different Social Expenditure Schemes and Poverty, Inequality and Economic Growth", *International Social Security Review*, 73(2), 101-123.
- d'Agostino, G. et al. (2018), "Further Evidence of the Relationship Between Social Transfers and Income Inequality in OECD Countries", *ECINEQ WP Series*, 2018-482.
- Dayar, H. & A. Akıncı (2020), "Kamu Sosyal Transfer Harcamalarının Kişisel Gelir Dağılımına Etkisi", *Maliye Dergisi*, 179, 172-185.
- Demiryürek-Ürper, T. (2018), "Kamu Harcamalarının Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği", *Yüksek Lisans Tezi*, Hacettepe Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Maliye Anabilim Dalı.
- Erçakar, M.E. & H. Güvenoğlu (2018), "Türkiye’de Gelir Dağılımı ve Sosyal Koruma Harcamalarına Bir Bakış", *NKÜ Sosyal Bilimler Metinleri*, 2018/1, 38-53.
- Esen, E. vd. (2012), "Feldstein-Horioka Hipotezinin Türkiye Ekonomisi İçin Sınanması: ARDL Modeli Uygulaması", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 7(1), 251-267.

- Holmes, R. & C. Lwanga-Ntale (2012), “Social Protection in Africa: A Review of Social Protection Issues in Research”, Partnership for African Social and Governance Research (PASGR) *Scoping Study*, <[http://www.pasgr.org/wp-content/uploads/2017/01/Social-protection-in-Africa\\_A-review-of-social-protection-issues-in-research.pdf](http://www.pasgr.org/wp-content/uploads/2017/01/Social-protection-in-Africa_A-review-of-social-protection-issues-in-research.pdf)>, 08.12.2023.
- İlgün, M.F. (2015), “Kamu Sosyal Harcamalarının Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkelerine Yönelik Panel Veri Analizi”, *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(4), 493-516.
- İnam, B. (2019), “Sosyal Harcamaların Gelir Dağılımı Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği”, Doktora Tezi, Bursa Uludağ Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Kalkavan, H. & İ. Ersin (2020), “Sosyal Harcamalar ile Gelir Dağılımı Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: OECD Üzerine Bir Uygulama”, *Sosyal Güvençe Dergisi*, (17), 265-282.
- Kozuharov, S. & V. Petkovski (2018), “The Impact of Social Transfers on Inequality Measured by Gini Index: The Example of Macedonia”, *UTMS Journal of Economics*, 9(1), 49-61.
- Luebker, M. (2011), “The Impact of Taxes and Transfers on Inequality”, International Labour Office, *Travail Policy Brief*, No: 4, <[https://www.ilo.org/travail/info/publications/WCMS\\_160436/lang--en/index.htm](https://www.ilo.org/travail/info/publications/WCMS_160436/lang--en/index.htm)>, 24.03.2023.
- MacKinnon, J.G. (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Mahmud F.E. & J. Sharpe (2021), *Social Protection's Contribution to Social Cohesion*, Canberra: Commonwealth of Australia, Department of Foreign Affairs and Trade.
- Narayan, P.K. & R. Smyth (2006), “What Determines Migration Flows from Low-income to High-Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-US Migration 1972-2001”, *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342.
- Narayan, P.K. (2005), “The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests”, *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- OECD, (2019), *Can Social Protection Be an Engine for Inclusive Growth?*, Development Centre Studies, OECD Publishing, Paris.
- Osabohien, R. et al. (2020), “Population-Poverty-Inequality Nexus and Social Protection in Africa”, *Social Indicators Research*, 151, 575-598.
- Özçağ, M. (2015), “Türkiye’de Enerji Tüketimi, Ekonomik Büyüme ve Dışa Açıklık İlişkisi: ARDL Modeli”, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 605, 7-17.
- Pesaran, M.H. et al. (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Phillips, P.C.B. & P. Perron (1988), “Testing For A Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Polat, M.A. (2020), “Sosyal Amaçlı Transfer Harcamalarının Gelir Dağılımına Etkisi: OECD Ülkelerine Yönelik Panel Veri Analizi”, *BMIJ*, 8(4), 764-796.
- Sanchez, A. & A.L. Perez-Corral (2018), “Government Social Expenditure and Income Inequalities in the European Union”, *Hacienda Pública Española/Review of Public Economics*, 227(4), 133-156.

- Sinram, S. (2019), *Opening the Black-Box of Cabinet-Level Politics*, <<https://books.google.com.tr/books?id=u42sDwAAQBAJ&printsec=frontcover&dq=inauthor:%22Sarah+Sinram%22&hl=tr&sa=X&ved=0ahUKewjqopSfq7roAhUqyaYKHacLADoQuwUILjAA#v=onepage&q&f=false>>, 08.12.2023.
- Tandoğan, D. & M.C. Genç (2020), "Türkiye'de Demokrasinin Doğrudan Yabancı Yatırımlar Üzerindeki Etkisi: ARDL Yaklaşımı", *Business and Economics Research Journal*, 11(3), 635-646.
- Ulu, M.İ. (2018), "The Effect of Government Social Spending on Income Inequality in OECD: A Panel Data Analysis", *International Journal of Economics Politics Humanities and Social Sciences*, 1(3), 184-202.
- United Nations (2018), "Promoting Inclusion Through Social Protection", *Report on the World Social Situation 2018*, <<https://www.un.org/development/desa/dspd/wp-content/uploads/sites/22/2018/06/rwss2018-full-advanced-copy.pdf>>, 24.03.2023.